

Laboratório de Psicologia, 7(1): 33-44 (2009)
© 2009, I.S.P.A.

Validação portuguesa do índice de Funcionamento Sexual Feminino (FSFI)

Pedro Pechorro

Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa

António Diniz

Instituto Superior de Psicologia Aplicada

Sara Almeida

Rui Vieira

Faculdade de Medicina da Universidade de Lisboa

Resumo

O objectivo do presente estudo foi proceder à validação de uma versão portuguesa do Índice de Funcionamento Sexual Feminino (FSFI), instrumento multidimensional que avalia as diversas fases associadas ao ciclo de resposta sexual em mulheres. Recorrendo a duas amostras de conveniência, uma das quais comunitária (n=152 mulheres) e a outra clínica (n=51 mulheres), foram demonstradas características psicométricas semelhantes às da escala original que tornam adequada a sua utilização com mulheres portuguesas.

Palavras-chave: Avaliação, Sexualidade feminina, Validação.

Abstract

The purpose of the present study was to validate a portuguese version of the Female Sexual Function Index (FSFI), a multidimensional scale that assesses the female sexual response cycle. Using two convenience samples, one of wich was a community sample (n=152) and the other a clinical sample (n=51 women), it was possible to demonstrate psychometric properties similar to the one's of the original scale that justify its use with portuguese women.

Key words: Assessment, Female sexuality, Validation.

A correspondência relativa a este artigo deverá ser enviada para: Pedro F. dos Santos Pechorro; E-mail: pechorro@portugalmail.pt

O conceito de ciclo de resposta sexual – actualmente conceptualizado nas fases de desejo, excitação, orgasmo e resolução – tornou-se um modelo de trabalho essencial no campo do estudo da sexualidade feminina. Apesar de existirem importantes e evidentes inter-relacionamentos entre as diversas fases do ciclo de resposta sexual, existem também dados suficientes para afirmar que cada fase tem aspectos únicos (Kaplan, 1979). Tal separação tem ajudado a clarificar as disfunções sexuais dado que actualmente a maioria dos diagnósticos são feitos tendo por base a perturbação de determinada fase (American Psychiatric Association, 2002; World Health Organization, 1993).

Um pressuposto básico inerente às diversas conceptualizações históricas do ciclo de resposta sexual é que este deve seguir uma sequência de eventos previsível, e que um padrão de acontecimentos psicofisiológicos pode ser potencialmente identificado. Popularizado por Masters e Johnson (1966), o conceito de fases de funcionamento sexual tem, todavia, origens mais remotas (Kaplan, 1974). Historicamente os investigadores têm-se focado principalmente na fase de excitação, mas mais recentemente a sua atenção voltou-se para a fase do desejo (Andersen & Cyranowski, 1995).

A investigação no campo das disfunções sexuais femininas tem avançado enormemente nos últimos anos, sendo que este avanço tem feito salientar a necessidade de instrumentos psicométricos devidamente validados com o intuito de proceder a diagnósticos e a avaliar eficazmente o resultado de tratamentos psicoterapêuticos e farmacológicos (Meston, 2003). De entre os instrumentos de avaliação do ciclo de resposta sexual disponíveis internacionalmente, o Índice de Funcionamento Sexual Feminino (FSFI; Rosen et al., 2000) destaca-se devido às boas propriedades psicométricas reveladas na sua construção e à actualidade dos critérios diagnósticos nos quais se baseia (Meston & Derogatis, 2002).

As normas do FSFI foram desenvolvidas a partir dos resultados de 445 mulheres norte-americanas, provenientes de populações clínicas e não clínicas, com estudos secundários e universitários, com filhos e sem filhos, com idades entre os 21 anos e os 69 anos, solteiras, casadas e divorciadas. As participantes eram principalmente caucasianas, mas incluíam também algumas mulheres de outros grupos étnicos.

Em termos de validade, o FSFI foi projectado para ter seis dimensões. Na análise exploratória da sua estrutura factorial utilizou-se análise de componentes principais com rotação Varimax, da qual emergiram as dimensões Desejo (2 itens), Excitação Subjectiva (4 itens), Lubrificação (4 itens), Orgasmo (3 itens), Satisfação (3 itens) e Dor (3 itens). Todavia, foi encontrada uma sobreposição considerável entre as dimensões Desejo e Excitação (ambas saturaram num único factor) que remetia para a existência de um factor misto. Como o desejo e a excitação podem ser definidos independentemente, os autores, mediante uma decisão baseada clinicamente, separaram o factor misto Desejo-Excitação em duas dimensões.

O FSFI tem uma consistência interna boa dado que obteve alfas de Cronbach de .82 e superiores para cada uma das suas dimensões e de .95 para a escala total. A precisão teste-reteste ou estabilidade temporal (de 2 a 4 semanas) foi relativamente alta para todas as dimensões ($r=.79-.86$) e para a escala total ($r=.88$).

O FSFI foi também testado em termos de validade divergente com o *Locke-Wallace Marital Adjustment Test*. As correlações obtidas tiveram magnitudes modestas, mesmo quando estatisticamente significativas. A correlação entre o *Locke-Wallace* e a pontuação total do FSFI foi moderada para o grupo controlo ($r=.53$) e moderada baixa para o grupo com Perturbação da Excitação Sexual ($r=.22$).

A validade discriminante do FSFI foi testada comparando amostras clínicas (mulheres com disfunções sexuais clinicamente diagnosticadas, nomeadamente Perturbação da Excitação Sexual, Perturbação do Orgasmo e Perturbação do Desejo Sexual Hipoactivo) com amostras não clínicas

relativamente a cada dimensão e a itens individuais dentro de cada dimensão. Foram encontradas diferenças estatisticamente significativas em todas as dimensões e na pontuação total da escala. Actualmente é o único instrumento multidimensional disponível na área da sexualidade feminina a ter sido validado desta forma (Meston, 2003).

Em Portugal existe uma enorme necessidade de proceder à adaptação e validação de instrumentos psicométricos relativos ao campo da sexualidade humana. O objectivo do presente artigo, englobado no âmbito de uma investigação mais abrangente sobre sexualidade feminina (Pechorro, 2006), consiste em traduzir, adaptar e estudar as características psicométricas de uma versão portuguesa do FSFI de forma a fundamentar empiricamente a sua utilização a nível de investigação e a nível de prática clínica na realidade nacional.

Método

Participantes

Na amostra comunitária obteve-se um total de 152 mulheres ($n=152$; leque etário=26-70 anos; $M=41$ anos; desvio-padrão=12 anos). Na amostra clínica obteve-se um total de 51 mulheres ($n=51$; leque etário=48-69 anos; $M=55$ anos; desvio-padrão=5 anos). Ambas as amostras foram constituídas por mulheres residentes em meio urbano (distrito de Lisboa), tendo sido seleccionadas através de um processo de amostragem intencional por conveniência.

Recrutaram-se as participantes constituintes da amostra comunitária em instituições de ensino superior (alunas do Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Universidade Internacional da Terceira Idade, e Universidade de Lisboa para a Terceira Idade) e em hospitais (funcionárias do Hospital de Santa Maria e Hospital Pulido Valente).

Como amostra clínica utilizou-se uma amostra recolhida na Consulta de Menopausa do Departamento de Ginecologia do Hospital de Santa Maria. As utentes desta consulta tinham, além das queixas sintomáticas gerais relativas à menopausa, queixas específicas clinicamente diagnosticadas de perturbação do funcionamento sexual – principalmente Perturbação do Desejo Sexual Hipoactivo e Perturbação da Excitação.

Instrumentos

O Índice de Funcionamento Sexual Feminino (FSFI; Pechorro, 2006; Rosen et al., 2000) é um questionário de 19 itens construído especificamente para avaliar dimensões chave do funcionamento sexual em mulheres segundo os principais sistemas classificatórios actualmente em vigor (American Psychiatric Association, 2002; World Health Organization, 1992), nomeadamente Desejo, Excitação Subjectiva, Lubrificação, Orgasmo, Satisfação, e Dor. As dimensões que o constituem reflectem na sua maioria uma correspondência com as diferentes fases do funcionamento sexual, nas quais se baseiam actualmente os critérios clínicos de diagnóstico de disfunções sexuais.

Os itens que constituem o FSFI têm cinco a seis opções de resposta, das quais a mulher deve assinalar apenas uma. À opção de resposta em cada item corresponde um valor de 0 a 5 ou de 1 a 5. Ao fazer-se a cotação, os itens 8, 10, 12, 17, 18 e 19 são revertidos. As pontuações de cada dimensão individual são obtidas pela soma das pontuações dos itens individuais dessa dimensão e pela posterior multiplicação desse resultado por um valor específico de ponderação atribuído a cada dimensão, e a

pontuação total do FSFI é obtida pela soma das pontuações de todas as dimensões. A pontuação de cada dimensão varia entre 1.2 e 6 ou entre 0 e 6, e a pontuação total do FSFI varia entre 2 e 36, indicando pontuações altas maiores níveis de funcionamento sexual.

Utilizamos também o Index of Sexual Satisfaction (ISS; Hudson, 1998; Pechorro, 2006; Pechorro, Diniz, Almeida, & Vieira, 2009) no processo de validação do FSFI, nomeadamente para efectuar a validade convergente. O ISS é uma escala unidimensional com 25 itens destinada a avaliar a satisfação sexual no contexto do relacionamento de casal que foi desenvolvida a partir dos resultados de 1738 homens e mulheres, solteiros e casados, provenientes de populações clínicas e não clínicas, estudantes e não estudantes com níveis de ensino secundário e universitário. Os participantes eram principalmente caucasianos, mas incluíam também um número menor de membros de outros grupos étnicos. O ISS tem demonstrado possuir boas propriedades psicométricas a nível de validade, precisão e estabilidade temporal.

Adicionalmente foi construído um Questionário Demográfico para descrever as características sócio-demográficas das amostras utilizadas e controlar o efeito moderador dalgumas dessas variáveis.

Procedimentos

Como princípio do processo de validação¹ para a população feminina portuguesa foi feita uma tradução do instrumento com a colaboração de uma tradutora-especialista. Os itens foram traduzidos literalmente sempre que o seu significado em português o permitisse. Quando tal não era possível optou-se por uma tradução menos literal que captasse o sentido do item original (ver procedimentos descritos por Van de Vijver & Hambleton, 1996).

Posteriormente foram feitas algumas aplicações experimentais no âmbito da Consulta de Sexologia do Hospital de Santa Maria. Para tal utilizou-se um contexto de grupo de foco e um contexto individual com a presença de um psicólogo. A partir destas aplicações evidenciou a necessidade de proceder a algumas pequenas correcções adicionais de forma a facilitar a leitura por parte das participantes com um nível mais baixo de escolaridade. Chegou-se assim à versão final destinada a ser aplicada.

No processo de recolha da amostra comunitária sempre que possível utilizou-se preferencialmente o método de aplicação em grupo com recurso a urna para manter a confidencialidade. Adicionalmente foram utilizadas Informantes Privilegiadas, principalmente psicólogas às quais foram previamente explicados os procedimentos de aplicação, que aplicaram os questionários com recurso à metodologia preferencial acima referida. Relativamente à amostra clínica, devido a esta ter sido recolhida em contexto clínico teve de se seguir uma metodologia de recolha individual feita durante a triagem para a consulta.

Após a recolha procedeu-se à selecção dos questionários que cumpriam critérios mais específicos, nomeadamente ser maior de idade, ser sexualmente activa, ser casada ou viver em união de facto e ser caucasiana. Os questionários com respostas omissas foram sistematicamente todos excluídos.

Resultados

Os dados obtidos foram inseridos e inicialmente tratados no programa informático *SPSS 14.0 for Windows*. Todos os procedimentos estatísticos de validação, com excepção da validade discriminante, foram efectuados tendo por base a amostra comunitária. Os itens 8, 10, 12, 17, 18 e 19 foram revertidos

¹ Contactaram-se os detentores dos direitos de *copyright* do FSFI no site <http://www.fsf-questionnaire.com> tendo por objectivo pedir esclarecimentos quanto aos procedimentos a adoptar para obter autorização para validar a escala. Os autores responderam que a escala estava disponível gratuitamente *on-line*, não sendo necessário fazer um pedido formal para proceder à validação.

de acordo com as instruções de cotação do FSFI. O programa foi utilizado para efectuar a análise de distribuição dos itens, na qual se procuraram desvios da normalidade de forma a detectar e eventualmente eliminar itens com problemas de distribuição, nomeadamente assimetria e/ou curtose (Clark & Watson, 1995; Maroco, 2003). Foi também utilizado na avaliação da consistência interna através do alfa de Cronbach (Cortina, 1993; Wiederman, 2002), no teste de homogeneidade, na correlação média inter-item (Clark & Watson, 1995) e na correlação item-total (Nunnally & Bernstein, 1994).

Para a análise factorial confirmatória utilizou-se o programa informático *LISREL8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993a,b, 1996) e alguma literatura disponível na área (Floyd & Widaman, 1995; Grapentine, 2000; Kline, 2000). Os testes de identidade dos modelos que representam a estrutura factorial do FSFI, foram realizados seguindo uma lógica de “geração de modelos” (Jöreskog & Sörbom, 1993b). Calculou-se, no *PRELIS2* (Jöreskog & Sörbom, 1993a), a matriz de covariância assintótica das correlações policóricas dos dados obtidos, a qual foi lida e trabalhada pelo *LISREL8-SIMPLIS* (Jöreskog & Sörbom, 1993b). Utilizou-se o método de estimação por máxima verosimilhança (*ML*), mas com recurso ao Qui-quadrado de Satorra-Bentler (χ^2 Satorra-Bentler; Satorra & Bentler, 1994). Este método é adequado para trabalhar dados com problemas de (multi)normalidade em amostras de média e grande dimensão (Ullman, 2000). Considerou-se a significância da estatística χ^2 Satorra-Bentler e os resultados obtidos nos seguintes índices de ajustamento: *CFI* (*Comparative Fit Index*), *RMSEA* (*Root Mean Square Error of Aproximation*) e *ECVI* (*Expected Cross-validation Index*). Também se recorreu ao *Critical N* (Hoelter, 1983). Os resultados neles obtidos foram tidos interactivamente e em conformidade com os critérios que a seguir se apresentam.

A significância do χ^2 Satorra-Bentler foi analisada considerando a divisão do seu valor pelos graus de liberdade (*qui-quadrado relativo*), por forma a torná-la menos dependente da dimensão amostral. O valor obtido para este *ratio* deve ser menor do que 2.00 (vd., Ullman, 2000). No *CFI* valores superiores a .90 indicam um ajustamento aceitável e valores superiores a .95 um bom ajustamento. No *RMSEA* o valor deve ser igual ou menor do que .05 – Hu e Bentler (1999) sugerem um valor igual ou menor do que .06 – para indicar um bom ajustamento do modelo ou deve ser igual ou menor do que .08 para indicar que o modelo está razoavelmente ajustado; o valor $p(RMSEA < .05)$ deve ser maior que .50. O valor do *ECVI* deve ser inferior ao do *ECVI* para o modelo saturado, mas se o valor do limite superior do seu intervalo de confiança (IC) de 90% for superior ao *ECVI* do modelo saturado e se o limite inferior desse IC lhe for inferior, isso indica uma razoável aproximação do modelo numa outra amostra da mesma dimensão; se o limite superior do IC de 90% for inferior ao *ECVI* do modelo saturado, isso indica uma boa aproximação nessa amostra. Quanto ao *Critical N*, ele deve ser maior do que 200 para que a dimensão da amostra possa ser considerada suficiente para aceitar o valor do χ^2 , presumindo que o modelo está bem especificado.

As reespecificações feitas nos modelos, nomeadamente a estimação de correlações do erro de mensuração entre itens, partiram da inspecção da matriz de resíduos estandardizados e dos resultados obtidos nos índices de modificação (*MI*) fornecidos pelo *LISREL8-SIMPLIS*. Isto foi feito sabendo que a geração de modelos pode envolver enviesamento confirmatório, uma vez que se admite a modificação empiricamente derivada do modelo, suscitando, assim, a possibilidade de o melhorar com base simplesmente no acaso (MacCallum, Rosnowski, & Necowitz, 1992). Então, procurou-se que as reespecificações fossem substantivamente interpretáveis. Também atendemos à relação entre os resultados obtidos para a quantidade de variância dos itens que se encontrava associada à variância do respectivo factor (coeficiente de determinação; R^2) e a quantidade de variância dos itens devida ao erro (termo de erro): o R^2 , desejavelmente, deveria ser superior a .50. Assim, se o R^2 obtido para um dado item fosse bastante baixo ($R^2 < .15$) ele seria eliminado por ser pouco preciso.

Por último, para estabelecer a unidade de mensuração dos factores de primeira ordem no modelo pentadimensional hierárquico do FSFI, igualizámos a um (1.00) a carga factorial (coeficiente de regressão não-estandardizado, λ) num dos seus itens; a chamada “variável de referência” do factor (Jöreskog & Sörbom, 1993b). A escala dos factores de primeira ordem ficou, assim, a ser a mesma da dos itens (estes, em razão das correlações policóricas, passaram a possuir uma escala estandardizada: $M=0.0$, $DP=1.00$). Note-se que o programa igualiza, por defeito, a variância do factor de segunda ordem a um (1.00). Acresce que neste modelo o programa também adicionou um valor constante (.10) à diagonal da matriz de covariância em análise, dado esta não ser positivamente definida em razão de problemas de quase-colinearidade entre factores (Jöreskog & Sörbom, 1996).

Na análise dos itens foram encontrados alguns itens (e.g., item 10) com problemas ligeiros a nível de mediana, assimetria e curtose, e de valor mínimo e valor máximo de assinalamento do item. Todavia, devido aos problemas serem ligeiros e ao pequeno número de itens que compõem cada dimensão (entre dois a quatro itens), não se fez exclusão de itens.

Seguidamente procedeu-se à análise factorial confirmatória. Na Figura 1 pode verificar-se a existência de uma estrutura pentadimensional num primeiro nível de descrição e unidimensional num segundo nível de descrição. A correlação do erro de mensuração entre os itens 8 e 15 ($r=.10$), os itens 10 e 12 ($r=.14$) e os itens 1 e 2 ($r=.34$) justifica-se pela proximidade do seu conteúdo semântico-lexical. Acresce que os itens 1 e 2 pertencem ao mesmo factor e que entre eles poderá existir um eventual efeito de ancoragem. Os resultados são apresentados com solução não estandardizada.

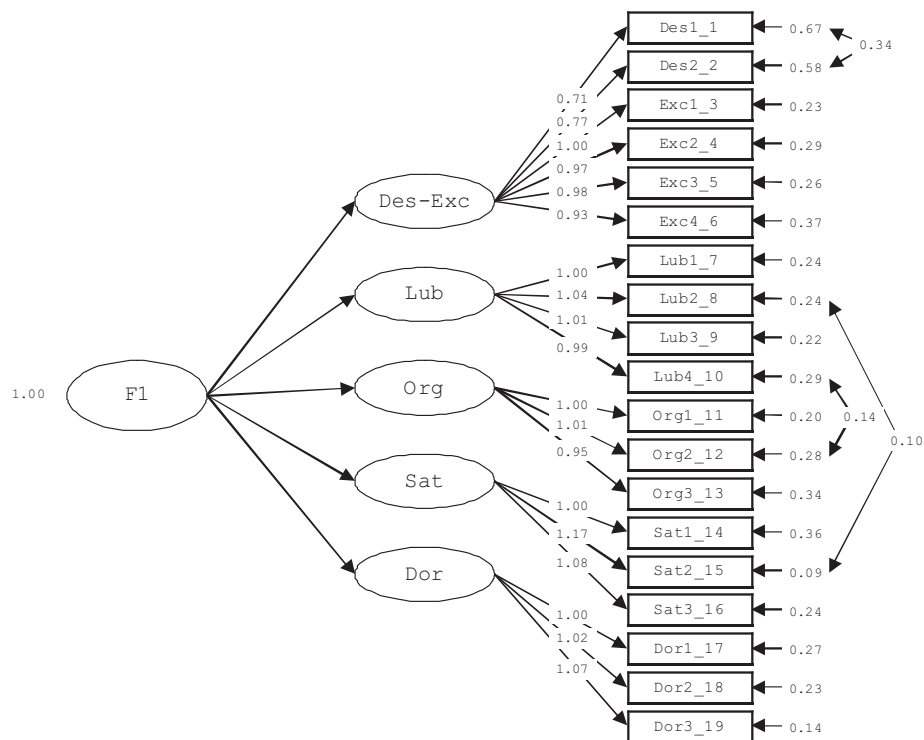


Figura 1. Modelo estrutural do FSFI

Nota. χ^2 Satorra-Bentler/ gl =1.61; CFI =.94; $RMSEA$ =.064, intervalo de confiança de 90%=.048; .079, $p(RMSEA<.05)$ =.070; $ECVI$ =2.15, intervalo de confiança de 90%=1.90; 2.45, $ECVI$ modelo saturado=2.52.

Após termos obtido as dimensões através da análise factorial procedemos às intercorrelações de dimensões por r de Pearson. Como se pode verificar na tabela seguinte, todas as correlações foram significativas ao nível de .01.

Tabela 1
Intercorrelações de dimensões

	<i>D-E</i>	<i>L</i>	<i>O</i>	<i>S</i>	<i>D</i>
<i>D-E</i>	1.00				
<i>L</i>	.763**	1.00			
<i>O</i>	.575**	.498**	1.00		
<i>S</i>	.526**	.506**	.524**	1.00	
<i>D</i>	.506**	.502**	.306**	.362**	1.00

Nota. *D-E*=Desejo-Excitação; *L*=Lubrificação; *O*=Orgasmo; *S*=Satisfação; *D*=Dor.

Em seguida (ver Tabela 2) procedeu-se ao cálculo da consistência interna de toda a escala e das dimensões da escala através do alfa (α) de Cronbach e do teste de homogeneidade (correlação inter-item média e leque de correlações item-total corrigidas) (Clark & Watson, 1995).

Tabela 2
Alfas de Cronbach, correlações médias inter-item, e leque de correlações item-total corrigidas para FSFI

	α Cronbach	Corr. M. inter-item	L. corr. item-total cor.
Desejo-Excitação	.90	.62	.65-.81
Lubrificação	.88	.88	.77-.82
Orgasmo	.88	.71	.74-.79
Satisfação	.90	.75	.75-.87
Dor	.89	.73	.78-.84
Escala total	.93	.44	.40-.78

Nota. α Cronbach=Alfa de Cronbach; Corr. M. inter-item=Correlação média inter-item; L. corr. item-total cor.=Leque das correlações item-total corrigidas.

Procedeu-se em seguida ao teste da validade convergente do FSFI com o *Index of Sexual Satisfaction* (ISS). Na tabela seguinte temos as correlações da pontuação total do FSFI e suas dimensões com o ISS. Os valores obtidos foram negativos dado que no ISS à medida que a pontuação aumenta diminui a satisfação sexual, e logo devem ser interpretados de forma revertida.

Por fim efectuou-se a validade discriminante (i.e., capacidade de a escala diferenciar populações clínicas de populações não clínicas). Na tabela seguinte temos algumas das características base de ambas as amostras. Variáveis como a Etnia e o Estado Civil não aparecem na tabela por terem sido fixadas (i.e., só se utilizaram mulheres caucasianas, mulheres casadas/em união-de-facto). Como se pode verificar, apesar de não existem efeitos estatisticamente significativos relativamente à Idade e à Toma de Anti-depressivos, esses efeitos foram encontrados para a variável Posição Social e para a variável Menopausa.

Tabela 3

Validade convergente com o ISS

	Pearson <i>r</i>	Valor <i>p</i> *
Desejo-Excitação	-.531	≤.01
Lubrificação	-.490	≤.01
Orgasmo	-.478	≤.01
Satisfação	-.691	≤.01
Dor	-.379	≤.01
FSFI total	-.648	≤.01

Nota. *Valores *p* obtidos por Pearson *r*.

Tabela 4

Características base das participantes

	Normal <i>N</i> =59	Clínica <i>N</i> =51	Valor <i>p</i> *
Idade			
<i>M</i>	54.44	55.41	.391
<i>Min-Max</i>	44-70	48-69	
<i>DP</i>	6.27	5.43	
Posição Social	<i>n</i>	<i>n</i>	≤.001
<i>PS</i> I	2	20	
<i>PS</i> II	29	3	
<i>PS</i> III	16	10	
<i>PS</i> IV	12	15	
Anti-depressivos	14	12	.980
Menopausa	43	51	≤.001

Nota. *Valores *p* obtidos por ANOVA e Qui-quadrado; *M*=Média; *Min-Max*=Mínimo-Máximo; *DP*=Desvio Padrão; *PS*=Posição Social.

A tabela seguinte apresenta a validade discriminante relativamente a cada dimensão e à escala total do FSFI. De salientar que para as dimensões Orgasmo e Satisfação se utilizou o teste não paramétrico *U*-Mann-Whitney dado não haver homogeneidade de variâncias. Como se pode observar foram obtidos efeitos estatisticamente significativos para todas as dimensões e para a escala total.

Tabela 5

Validade discriminante para dimensões e escala total FSFI

	Normal <i>M</i>	Clínica <i>M</i>	Valor <i>p</i> *
Desejo-Excitação	20.51	16.12	≤.001
Lubrificação	17.17	14.29	≤.001
Orgasmo	12.39	7.57	≤.001
Satisfação	12.25	10.98	.038
Dor	13.47	11.96	.003
FSFI total	75.80	61.25	≤.001

Nota. *Valores *p* obtidos por ANOVA e *U*-Mann-Whitney; *M*=Média.

Discussão

Na análise factorial confirmatória, tal como na análise factorial exploratória feita no instrumento original, ficou demonstrada a existência de uma estrutura pentadimensional num primeiro nível. Num segundo nível obteve-se uma estrutura unidimensional que legitima o cálculo de uma pontuação total da escala. Foi encontrada a mesma sobreposição entre a dimensão Desejo e a dimensão Excitação existente no instrumento original, sendo que o modelo só se ajustava adequadamente se ambas tratadas como um único factor misto (factor Desejo-Excitação). O factor que melhor representou o funcionamento sexual feminino foi o Desejo-Excitação e o que pior o representou foi o factor Dor. A estrutura factorial do instrumento original foi portanto replicada através de análise factorial confirmatória. Não foi necessário proceder à exclusão de itens.

Relativamente às correlações entre as dimensões do FSFI, no nosso estudo a mais alta foi a que ocorreu entre a dimensão mista Desejo-Excitação e a dimensão Lubrificação, enquanto no instrumento original a mais alta ocorreu entre a dimensão Orgasmo e a dimensão Excitação. De uma forma geral verificou-se a tendência descrita no instrumento original de que as correlações mais baixas se encontrassem entre a dimensão Dor e todas as restantes dimensões, e as correlações mais altas entre todas as dimensões com excepção da Dor.

Em termos de precisão através do alfa de Cronbach verificámos que nalgumas dimensões e na escala total obtivemos valores ligeiramente abaixo do que foi reportado pelos autores da escala original (e.g., dimensão Orgasmo). Todavia, continuam a ser valores bastante satisfatórios que demonstram uma boa consistência interna.

No que diz respeito à correlação inter-item média a escala total obteve um valor adequado, mas algumas dimensões (e.g., Lubrificação) obtiveram valores algo elevados. Relativamente ao leque de correlações item-total corrigidas obtiveram-se bons resultados quer considerando as dimensões isoladamente quer considerando a escala total. De salientar que estes dois tipos de procedimentos de validação não foram efectuados originalmente na construção da escala.

Em termos de validade convergente pode verificar-se que a correlação entre o FSFI e o ISS atingiu um valor moderado alto. Tal seria de esperar dado que teoricamente existe uma sobreposição considerável entre os construtos de funcionamento sexual e de satisfação sexual. O mesmo se passa a nível das dimensões do FSFI dado que é efectivamente na dimensão Satisfação do FSFI que se verifica a mais alta das correlações com o ISS, e é na dimensão Dor do FSFI que se verifica a mais baixa. De salientar que este procedimento de validação também não foi efectuado originalmente na construção da escala.

Na validade discriminante demonstrou-se que o FSFI consegue diferenciar eficazmente uma amostra clínica de uma amostra não-clínica. Tal como Meston (2003) já havia evidenciado, amostras com perturbações sexuais clinicamente diagnosticadas obtêm valores significativamente mais baixos na escala total e nas dimensões que a compõem.

De uma forma geral consideramos que foi possível demonstrar a existência de boas propriedades psicométricas apesar do tamanho algo reduzido da nossa amostra. Futuramente será necessário continuar o processo de validação da escala através de outros procedimentos (e.g., teste-reteste, validade divergente). Tal como referiam Nunnally e Bernstein (1994) a validação de um instrumento psicométrico é um processo sempre inacabado.

Os técnicos de saúde portugueses têm assim agora à sua disposição um instrumento de auto-resposta breve e multidimensional que podem utilizar para avaliar dimensões chave do funcionamento sexual feminino.

Anexo A

Item
1. Nas últimas 4 semanas, com que frequência sentiu desejo ou interesse sexual?
2. Nas últimas 4 semanas, como classificaria o seu nível (grau) de desejo ou interesse sexual?
3. Nas últimas 4 semanas, com que frequência se sentiu sexualmente excitada durante a actividade sexual ou a relação sexual?
4. Nas últimas 4 semanas, como classificaria o seu nível de excitação sexual durante a actividade sexual ou a relação sexual?
5. Nas últimas 4 semanas, qual a sua confiança em conseguir ficar sexualmente excitada durante a actividade sexual ou a relação sexual?
6. Nas últimas 4 semanas, com que frequência se sentiu satisfeita com a sua excitação sexual durante a actividade sexual ou a relação sexual?
7. Nas últimas 4 semanas, com que frequência ficou lubrificada (“molhada”) durante a actividade sexual ou relação sexual?
8. Nas últimas 4 semanas, qual a dificuldade que teve em ficar lubrificada (“molhada”) durante a actividade sexual ou a relação sexual?
9. Nas últimas 4 semanas, com que frequência manteve a sua lubrificação (“estar molhada”) até ao fim da actividade sexual ou da relação sexual?
10. Nas últimas 4 semanas, qual a dificuldade que teve em manter a sua lubrificação (“estar molhada”) até ao fim da actividade sexual ou da relação sexual?
11. Nas últimas 4 semanas, quando teve estimulação sexual ou relação sexual, com que frequência atingiu o orgasmo (clímax)?
12. Nas últimas 4 semanas, quando teve estimulação sexual ou relação sexual, qual a dificuldade que teve em atingir o orgasmo (clímax)?
13. Nas últimas 4 semanas, qual foi o seu nível de satisfação com a sua capacidade de atingir o orgasmo (clímax) durante a actividade sexual ou a relação sexual?
14. Nas últimas 4 semanas, qual foi o seu nível de satisfação com o grau de proximidade emocional entre si e o seu parceiro durante a actividade sexual?
15. Nas últimas 4 semanas, qual o seu nível de satisfação com o relacionamento sexual que mantém com o seu parceiro?
16. Nas últimas 4 semanas, qual o seu nível de satisfação com a sua vida sexual em geral?
17. Nas últimas 4 semanas, com que frequência sentiu desconforto ou dor <u>durante</u> a penetração vaginal?
18. Nas últimas 4 semanas, com que frequência sentiu desconforto ou dor <u>após</u> a penetração vaginal?
19. Nas últimas 4 semanas, como classificaria o seu nível (grau) de desconforto ou dor durante ou após a penetração vaginal?

Referências

- American Psychiatric Association. (2002). *Manual de diagnóstico e estatística das perturbações mentais* (4ª ed., revisão de texto). Lisboa: Climepsi Editores.
- Andersen, B., & Cyranski, J. (1995). Women's sexuality: Behaviours, responses, and individual differences. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 63(6), 891-906.
- Clark, L., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319.

- Cortina, J. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104.
- Floyd, F., & Widaman, K. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299.
- Grapentine, T. (2000). Path analysis vs. structural equation modeling. *Marketing Research*, Fall, 3-11.
- Hoelter, J. M. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research*, 11, 325-344.
- Hu, L.-T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Hudson, W. (1998). Index of Sexual Satisfaction. In C. Davis, W. Yarber, R. Bauserman, G. Schreer, & S. Davis (Eds.), *Handbook of sexuality-related measures* (pp. 512-513). Thousand Oaks, California: Sage Publications.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993a). *PRELIS2: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993b). *LISREL8: Structural equation modelling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL8: User's reference guide*. Chicago: Scientific Software.
- Kaplan, H. (1974). *The new sex therapy*. New York: Psychology Press.
- Kaplan, H. (1979). *Disorders of sexual desire*. New York: Brunner/Mazel.
- Kline, P. (2000). *The handbook of psychological testing*. London: Routledge.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., & Necowitz, L. B. (1992). Model modification in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111, 490-504.
- Maroco, J. (2003). *Análise estatística com utilização do SPSS* (2ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Masters, W., & Johnson, V. (1966). *Human sexual response*. Boston: Little Brown.
- Meston, C. (2003). Validation of the Female Sexual Function Index (FSFI) in women with Female Orgasmic Disorder and in women with Hypoactive Sexual Desire Disorder. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 29, 39-46.
- Meston, C., & Derogatis, L. (2002). Validated instruments for assessing female sexual function. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 28, 155-164.
- Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Pechorro, P. (2006). *Funcionamento sexual e ciclo-de-vida em mulheres portuguesas*. Tese de Mestrado não publicada, Instituto Superior de Psicologia Aplicada, Lisboa.
- Pechorro, P., Diniz, A., Almeida, S., & Vieira, R. (2009). Validação de uma versão feminina do Índice de Satisfação Sexual (ISS). *Laboratório de Psicologia*, 7(1), 45-56.
- Rosen, R., Brown, C., Heiman, J., Leiblum, S., Meston, C., Shabsigh, R., et al. (2000). The Female Sexual Function Index (FSFI): A multidimensional self-report instrument for the assessment of female sexual function. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 26, 191-208.
- Satorra, A., & Bentler, P. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. Von Eye & C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Ullman, J. B. (2000). Structural equation modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using multivariate statistics* (4th ed., pp. 653-771). Boston, MA: Allyn & Bacon.

- Van de Vijver, F., & Hambleton, R. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89-99.
- Wiederman, M. (2002). Reliability and validity of measurement. In M. Wiederman & B. Whitley (Eds.), *Handbook for conducting research on human sexuality* (pp. 25-50). Mahwah, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- World Health Organization. (1993). *Classificação de transtornos mentais e de comportamento da CID-10. Descrições clínicas e de diagnóstico*. Porto Alegre: Artes Médicas.

Submissão: 07/10/2008

Aceitação: 02/04/2009